

《論 説》

平均寿命の延びの寄与度分解

関 弥 三 郎

は し が き

第2次大戦後日本人の平均寿命の延長には著しいものがある。明治の中頃から第2次大戦前の40年余りの間に、平均寿命は男4.12年、女5.33年延びたのに対して、第2次大戦後国民生活が戦前水準に回復したといわれる1955年から85年までの30年間には、平均寿命は男11.18年、女12.73年上昇したのである（表1参照）。この様な平均寿命の延長は死亡率の低下によるのであるが、どの年令層の死亡率の改善に大きく依存したかを知るために、平均寿命の差に対する年令別寄与度ないしは寄与率を計算することが必要である。

平均寿命は生命表という特殊なデータを基礎とする概念であるから、普通の平均の差の寄与度、寄与率の求め方ではそれを計算することができず、独自の方法を考案しなければならない。次にそれを説明し、その方法による分析の結果を示すことにする。

表1 平均寿命の延び (単位 年)

	1891～98年	1935～36年	延 び	1955年	1985年	延 び
男	42.8	46.92	4.12	63.60	74.78	11.18
女	44.3	49.63	5.33	67.75	80.48	12.73

(資料) 厚生省『第16回生命表』昭和62年7月

1. 平均寿命の延びの寄与度分解¹⁾

1. 生命表は、人口集団の死亡状況が今後一定不変と仮定した時、同一時点で生じた10万人の出生児集団が死亡減少していく過程で、人口構造はどのような様相を呈し、各年令の人が平均して後何年生きられるかを示すのであって、その状態を横軸に年令、縦軸に生存数をとって表わすと、図1の様である。今A才の生存者の1人(直線AD上の1点)から横軸に平行

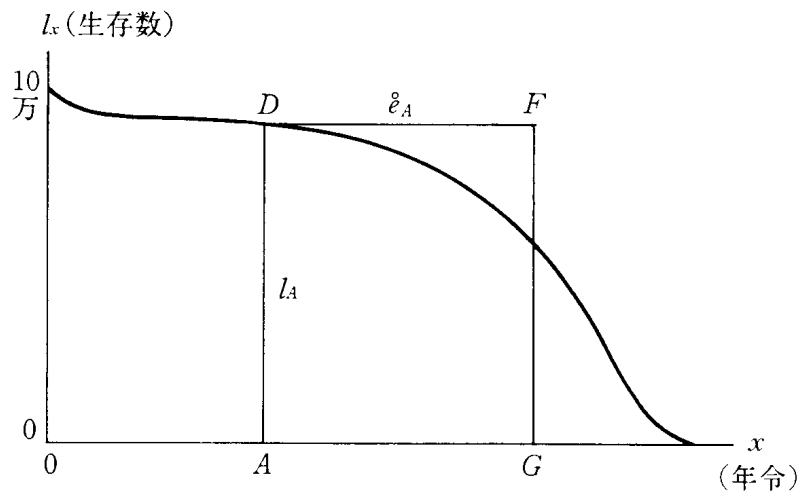


図1 生存数曲線と平均余命

な直線を生存数曲線に達するまで引くと、その人の生存年数がわかる。こうして得られた、年令A才の人のA才以後における生存年数の平均を「A才における平均余命」といって e_A で表わし、特に0才における平均余命 e_0 を「平均寿命」というのである。²⁾

年令 x 才の生存数 l_x を0才の生存数(出生数) $l_0=100,000$ で除すと、出生から x 才へ到達する生存確率が得られる。それを $p_x\left(=\frac{l_x}{l_0}\right)$ で表わすと、年令A才の平均余命 e_A は、生命表関数の定義から

$$e_A = \frac{\int_A^{\infty} p_x dx}{p_A} \quad (1)$$

である。(1)より

$$p_A e_A = \int_A^{\infty} p_x dx \quad (2)$$

$p_0=1$ であるから

$$\dot{e}_0 = \int_0^{\infty} p_x dx \quad (3)$$

(3)より、 \dot{e}_0 は図2の生存確率曲線 p_x 下の全面積であり、(2)より $p_A \dot{e}_A$ は直線 AD より右側の面積であって、これはまた四角形 $ADFG$ に等しく、従って $\dot{e}_A = AG$ である。

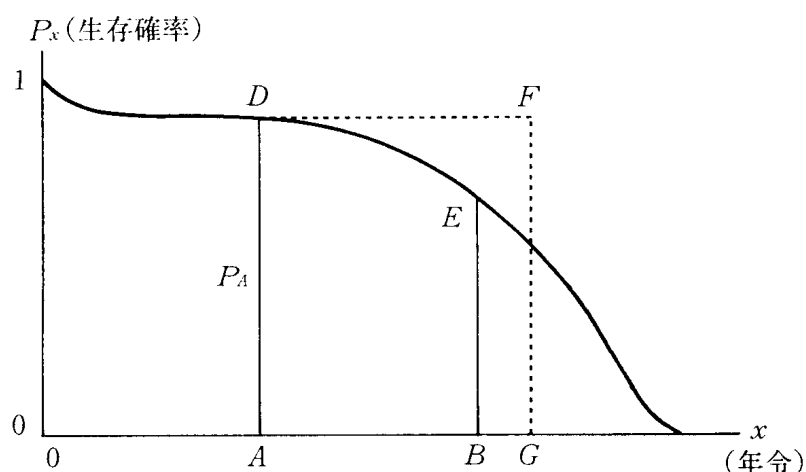


図2 生存確率曲線と平均余命

2. 簡単のために年齢を A 才と B 才で区切るものとする、平均寿命は

$$\begin{aligned} \dot{e}_0 &= \int_0^{\infty} p_x dx = \int_0^A p_x dx + \int_A^B p_x dx + \int_B^{\infty} p_x dx \\ &= \left[\int_0^{\infty} p_x dx - \int_A^{\infty} p_x dx \right] + \left[\int_A^{\infty} p_x dx - \int_B^{\infty} p_x dx \right] + \int_B^{\infty} p_x dx \\ &= [\dot{e}_0 - p_A \dot{e}_A] + [p_A \dot{e}_A - p_B \dot{e}_B] + p_B \dot{e}_B \end{aligned} \quad (4)$$

(4)の右辺第1項は図2の直線 AD より左側の面積、第2項は AD と BE の間の面積、第3項は BE より右側の面積であって、平均寿命が $0 \sim A$ 才未満による分、 $A \sim B$ 才未満による分及び B 才以上による分に分割された。

2つの時点の平均寿命を \dot{e}_0' と \dot{e}_0 で表わし、両者の差をとると、(4)より

$$\begin{aligned} \dot{e}_0' - \dot{e}_0 &= \overbrace{[(\dot{e}_0' - \dot{e}_0)]}^{\gamma} - \overbrace{[p_A' \dot{e}_A' - p_A \dot{e}_A]}^{\alpha} + [(p_A' \dot{e}_A' - p_A \dot{e}_A) \\ &\quad - \overbrace{(p_B' \dot{e}_B' - p_B \dot{e}_B)}^{\beta}] + [p_B' \dot{e}_B' - p_B \dot{e}_B] \end{aligned} \quad (5)$$

但し、 p_x' 、 p_x は各時点における x 才の生存確率である。(5)の γ は各時点

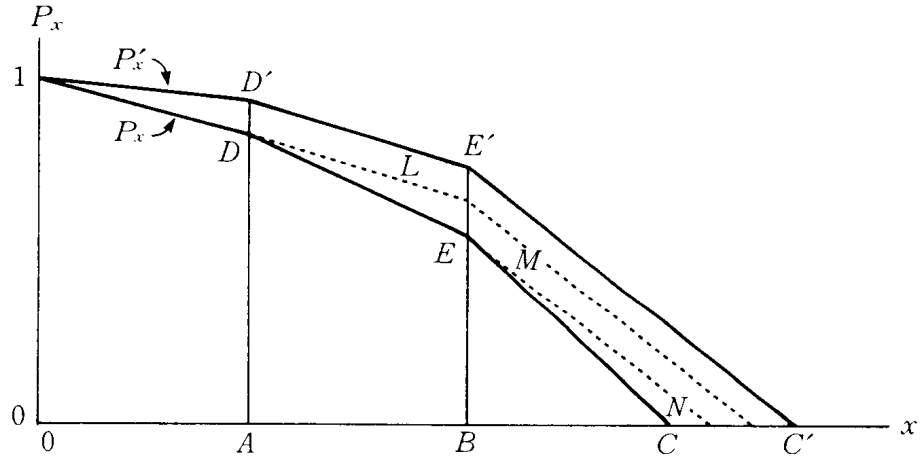


図3 2つの生存確率曲線の差の寄与度分解

の生存確率曲線下の全面積の差であり、どの曲線も $p_0=1$ から始まっているので、両時点間の0才以後の死亡確率の低下による生存確率の上昇の効果を表わす(図3参照)。ところが、 α は図3の直線 AD 及び AD' の右側の面積の差であり、各曲線の出発点が違う (D と D') ので、それには A 才以後の死亡確率の低下による生存確率の上昇の効果の外に、 $0 \sim A$ 才未満における死亡確率の減少による生存確率の増加 (それは $\Delta p_A = p'_A - p_A$ で表わされる) の効果をも含んでいることに注意すべきである。

3. そこで、これらを分離するために α を次の様に書き換えることにする。 $\Delta e_A = e'_A - e_A$ であるから

$$\begin{aligned} p'_A e'_A - p_A e_A &= (p_A + \Delta p_A) (e_A + \Delta e_A) - p_A e_A \\ &= p_A \cdot \Delta e_A + e_A \cdot \Delta p_A + \Delta e_A \cdot \Delta p_A \end{aligned} \quad (6)$$

(6)の右辺第1項は、 A 才の生存確率が同じで平均余命のみが異なると仮定した時の、直線 AD の右側の面積の差であって、 A 才以後の生存確率の上昇の効果を表わす。第2項は、逆に A 才の生存確率が違っており平均余命は同じと仮定した場合の面積の差であって、 $0 \sim A$ 才未満における生存確率の増加の効果を示し、第3項は両者の複合効果を表わす。

次に、(5)の β は図3の直線 BE 及び BE' の右側の面積の差であり、これも同じ理由から次の様に書き換えなければならない。

$$p'_B e'_B - p_B e_B = p_B \Delta e_B + e_B \Delta p_B + \Delta e_B \Delta p_A \quad (7)$$

(7)の右辺第1項は、直線BEの右側の面積の差であって、B才以後の生存確率の上昇の効果を表わし、第2項は0～B才未満における生存確率の上昇の効果を示し、第3項は両者の複合効果を表わす。

(6), (7)を(5)に代入すると、 γ は $\Delta e_0 = e'_0 - e_0$ であるから

$$\begin{aligned} e'_0 - e_0 &= [(\Delta e_0 - p_A \Delta e_A) - e_A \Delta p_A - \Delta e_A \Delta p_A] \\ &\quad + [(p_A \Delta e_A - p_B \Delta e_B) + (e_A \Delta p_A - e_B \Delta p_B) + (\Delta e_A \Delta p_A - \Delta e_B \Delta p_B)] \\ &\quad + [p_B \Delta e_B + e_B \Delta p_B + \Delta e_B \Delta p_B] \\ &= (\Delta e_0 - p_A \Delta e_A) + (p_A \Delta e_A - p_B \Delta e_B) + p_B \Delta e_B \end{aligned} \quad (8)$$

(8)では(6), (7)における第2項と第3項は相殺消去されて第1項のみが残り、それによって平均寿命の差が3つの部分に分割された。すなわち、最初の小カッコは、0才（出生）以後の生存確率の増加の効果からA才以後のそれを差引いて求めた、0～A才未満における生存確率の増加による分である。次の小カッコは、A才以後の生存確率の上昇の効果からB才以後のそれを控除して求めた、A～B才未満における生存確率の増加による分であり、最後の項はB才以後の生存確率の向上による分である³⁾。

かくて、(8)の右辺の3つの項は平均寿命の差に対する年令別寄与度であり、それを左辺で除すと寄与率が得られる。

4. (5)の α はまた次の様にかくことができる。すなわち、

$$\begin{aligned} p_A' e'_A - p_A e_A &= p_A' e'_A - (p_A' - \Delta p_A)(e'_A - \Delta e_A) \\ &= p_A' \Delta e_A + e'_A \Delta p_A - \Delta e_A \Delta p_A \end{aligned} \quad (9)$$

同様にして β は

$$p_B' e'_B - p_B e_B = p_B' \Delta e_B + e'_B \Delta p_B - \Delta e_B \Delta p_B \quad (10)$$

(9), (10)を(5)に代入すると

$$e'_0 - e_0 = (\Delta e_0 - p_A' \Delta e_A) + (p_A' \Delta e_A - p_B' \Delta e_B) + p_B' \Delta e_B \quad (11)$$

(8)と(11)は、 Δe_x に対するウェイト p_x の値を基準時生存確率によるか、比較時生存確率を用いるかの違いである。当然それぞれの結果は同じでないが、普通は両者の差は僅少である。

また、昭和35, 40, 45年の平均寿命を e_0^{35} , e_0^{40} , e_0^{45} で表わすと

$$e_0^{45} - e_0^{35} = (e_0^{45} - e_0^{40}) + (e_0^{40} - e_0^{35}) \quad (12)$$

と書ける。これから、35～45年の平均寿命の差の年令別寄与度は、35～40年の平均寿命の差の年令別寄与度と40～45年のそれとの和によって求め得ることがわかる(寄与度の結合)。この関係を利用して、与えられた年令別寄与度表から任意の期間の平均寿命の差の年令別寄与度を導くことができる。

5. (8)による平均寿命の差の寄与度、寄与率の計算は、次の様にして行う。

- 年令別平均余命 e_x の差 Δe_x をとり、
- それに、基準時(または比較時)生命表の年令別生存数 l_x を100,000で除して得た生存確率 p_x を乗じて、 $p_x \Delta e_x$ を計算する。
- 隣接する $p_x \Delta e_x$ の差を求めると寄与度が得られる。
- 寄与度を、その合計(平均寿命の差に等しい)で除して寄与率を得る。

以上の計算を1才毎の値によって行うのは煩雑であるので特定の年令の値で行う時は、できるだけ一定間隔(5年毎, 10年毎等)の年令によるべきである。それは、年令間隔の大小が寄与度、寄与率の値に比例的に影響するからである。

なお、10才間隔の値で計算した寄与度と5才間隔の値で求めた寄与度との間には、例えば

表2 平均寿命の

年 齢	1960年		1965年	
	e_x (1)	p_x (2)	e_x' (3)	p_x' (4)
歳 0	年 65.32	1.00000	年 67.74	1.00000
5	63.26	0.95643	64.57	0.97329
15	53.74	0.94869	54.93	0.96754
25	44.58	0.93239	45.54	0.95572
35	35.52	0.91072	36.28	0.93839
45	26.61	0.87868	27.28	0.90890
55	18.45	0.80786	18.94	0.84416
65	11.62	0.64781	11.88	0.69080
75	6.60	0.36124	6.63	0.39860
85	3.69	0.08235	3.51	0.09127
計				

(備考) (1)～(4)は完全生命表による。(5)=(3)－(1),
(1)=(10)/ $\sum(10) \times 100$

(資料) 厚生省『第16回生命表』昭和62年7月

$$\left(\begin{array}{c} 10\sim 19\text{才} \\ \text{の寄与度} \end{array} \right) = \left(\begin{array}{c} 10\sim 14\text{才} \\ \text{の寄与度} \end{array} \right) + \left(\begin{array}{c} 15\sim 19\text{才} \\ \text{の寄与度} \end{array} \right) \quad (13)$$

の関係がある。

1965年の男の平均寿命は 67.74 年であって、60年よりも 2.42 年延びた。これに対する年令別（便宜上10才間隔にした）寄与度，寄与率を計算すると表 2 のとおりである。基準時ウエイトの寄与率によると，平均寿命の延びの半分近く（48.2%）が 0～4 才の乳幼児の死亡率の低下，生存確率の上昇によるのであり，また15才から34才の青壮年（18.1%）と並んで45才から64才の中高年（17.4%）の寄与も大きい。なお，基準時ウエイトと比較時ウエイトの寄与度，寄与率の値の比較から，両者はほぼ同じであり大差はないことがわかる。

2. 戦後の平均寿命の延びの寄与度分解

はしがきで述べた様に，1955年から85年までの30年間に，平均寿命は男

延びの寄与度，寄与率（男）

Δe_x (5)	基準時ウエイト			比較時ウエイト		
	$p_x \Delta e_x$ (6)	寄与度 (7)	寄与率 (8)	$p_x' \Delta e_x$ (9)	寄与度 (10)	寄与率 (11)
年	年	年	%	年	年	%
2.42	2.42	1.1671	48.23	2.42	1.1450	47.31
1.31	1.2529	0.1240	5.12	1.2750	0.1236	5.11
1.19	1.1289	0.2338	9.66	1.1514	0.2339	9.67
0.96	0.8951	0.2030	8.39	0.9175	0.2043	8.44
0.76	0.6921	0.1034	4.27	0.7132	0.1042	4.31
0.67	0.5887	0.1928	7.97	0.6090	0.1954	8.07
0.49	0.3959	0.2275	9.40	0.4136	0.2340	9.67
0.26	0.1684	0.1576	6.51	0.1796	0.1676	6.93
0.03	0.0108	0.0256	1.06	0.0120	0.0284	1.17
$\Delta 0.18$	$\Delta 0.0148$	$\Delta 0.0148$	$\Delta 0.61$	$\Delta 0.0164$	$\Delta 0.0164$	$\Delta 0.68$
		2.4200	100.00		2.4200	100.00

(6)=(5)×(2)，(7)=(6)の隣接項の差，(8)=(7)/Σ(7)×100，(9)=(5)×(4)，(10)=(9)の隣接項の差，

表3 平均寿命の推移 (単位 年)

年	男		女	
1955年	63.60		67.75	
60	65.32	1.72	70.19	2.44
65	67.74	2.42	72.92	2.73
70	96.31	1.57	74.66	1.74
75	71.73	2.42	76.89	2.23
80	73.35	1.62	78.76	1.87
85	74.78	1.43	80.48	1.72

(備考) 平均寿命は完全生命表による。

11.18年、女12.73年と著しく延びたのであるが、それはどの年齢層の死亡率の低下、生存確率の上昇によるものであるかを知るために、5年毎の平均寿命の延びの年齢別寄与度、寄与率を計算してみよう。

表3は5年毎の平均寿命とそ

A. 男

表4 戦後の平均寿命の延びの寄与度、寄与率

期間 年齢		1955～60年	60～65年	65～70年	70～75年	75～80年	80～85年
寄与度 (年)	0	0.579	0.873	0.404	0.272	0.205	0.180
	1～4	0.377	0.293	0.094	0.059	0.064	0.043
	5～14	0.157	0.123	0.064	0.078	0.054	0.033
	15～24	0.158	0.233	0.012	0.120	0.080	0.019
	25～34	0.225	0.202	0.093	0.171	0.091	0.049
	35～44	0.144	0.103	0.046	0.152	0.168	0.088
	45～54	0.146	0.192	0.162	0.194	0.070	0.107
	55～64	0.053	0.227	0.263	0.490	0.239	0.145
	65～74	0.004	0.157	0.225	0.570	0.395	0.433
	75～84	-0.109	0.025	0.174	0.271	0.209	0.279
	85～	-0.018	-0.014	0.028	0.037	0.040	0.049
計		1.716	2.414	1.565	2.414	1.615	1.425
寄与率 (%)	0	33.70	36.08	25.77	11.25	12.70	12.61
	1～4	21.92	12.13	6.03	2.44	3.97	3.02
	5～14	9.15	5.12	4.10	3.24	3.33	2.30
	15～24	9.22	9.66	0.78	4.96	4.96	1.33
	25～34	13.11	8.38	5.92	7.10	5.62	3.49
	35～44	8.42	4.27	2.96	6.31	10.42	6.22
	45～54	8.50	7.96	10.32	8.05	4.36	7.51
	55～64	3.13	9.39	16.80	20.27	14.76	10.19
	65～74	0.24	6.51	14.33	23.56	24.39	30.30
	75～84	-6.35	1.06	11.14	11.22	12.93	19.52
	85～	-1.08	-0.61	1.80	1.55	2.50	3.46
計		100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

の延びであり、表4はそれの（基準時ウェイによる）年令別寄与度、寄与率である（表4は、表2と同様に10才間隔の値によって計算したのであるが、乳児死亡率と幼児死亡率の改善の影響を分離するために、年令1才を追加した。）

まず男からみると、1955～60年の平均寿命の延びは1.72年であるが、それに対する年令別寄与率は0才が33.7%，1～4才が21.9%と圧倒的に大きく、両者で半分以上（55.6%）を占め、残りは5才から54才までの各年令層のほぼ同程度の寄与（併せて47.4%）によるのである。次に、60～65

B. 女

期間 年令		1955～60年	60～65年	65～70年	70～75年	75～80年	80～85年
寄 与 度 （年）	0	0.677	0.823	0.372	0.213	0.155	0.130
	1～4	0.454	0.286	0.084	0.046	0.054	0.033
	5～14	0.171	0.143	0.033	0.055	0.043	0.022
	15～24	0.202	0.224	0.046	0.069	0.065	0.024
	25～34	0.302	0.225	0.100	0.104	0.079	0.037
	35～44	0.248	0.190	0.106	0.135	0.097	0.045
	45～54	0.204	0.226	0.161	0.209	0.165	0.094
	55～64	0.200	0.263	0.209	0.389	0.245	0.216
	65～74	0.107	0.294	0.286	0.536	0.442	0.424
	75～84	-0.101	0.063	0.285	0.393	0.424	0.517
	85～	-0.026	-0.011	0.051	0.077	0.097	0.172
	計	2.438	2.726	1.733	2.226	1.866	1.714
寄 与 率 （%）	0	27.76	30.17	21.41	9.57	8.29	7.58
	1～4	18.61	10.50	4.87	2.09	2.90	1.93
	5～14	7.01	5.26	1.95	2.46	2.31	1.30
	15～24	8.28	8.21	2.68	3.10	3.52	1.43
	25～34	12.40	8.27	5.75	4.67	4.23	2.19
	35～44	10.17	6.96	6.13	6.05	5.20	2.64
	45～54	8.37	8.28	9.30	9.38	8.82	5.50
	55～64	8.23	9.63	12.01	17.47	13.13	12.55
	65～74	4.40	10.78	16.46	24.04	23.64	24.68
	75～84	-4.16	2.32	16.39	17.66	22.68	30.11
	85～	-1.10	-0.43	2.97	3.45	5.23	10.03
	計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

年の平均寿命の延び 2.42年に対する年令別寄与率のタイプは前の期と同じであるが、1～4才の幼児の寄与率がほぼ半減し、また寄与率の大きい年令層が1ランク上位に移った点で異なる。65～70年の平均寿命の延びは1.57年であって、それに対する寄与率は0才（25.8%）が一番大きい、次は45才から84才までの4つの年令層の寄与率が高い（合計 52.6%）。70～75年に平均寿命は2.42年延びたのであり、それに対する寄与率は55才から84才までの3つの年令層が大きく（全部で 55.1%）、以前は最高であった0才の寄与率が11.3%にまで低下した。75～80年と80～85年の年令別寄与率のタイプは、70～75年のそれとほとんど同であって、寄与率の大きい年令層が上位にシフトする傾向が認められるだけである。

表5 戦後の平均寿命の延びの寄与度（単位 年）

期間 年齢	男		女	
	1955～70年	70～85年	55～70年	70～85年
歳 0	1.856	0.657	1.872	0.498
1～4	0.764	0.166	0.824	0.133
5～14	0.344	0.165	0.347	0.120
15～24	0.403	0.219	0.472	0.158
25～34	0.520	0.311	0.627	0.220
35～44	0.293	0.408	0.544	0.277
45～54	0.500	0.371	0.591	0.468
55～64	0.543	0.874	0.672	0.850
65～74	0.386	1.398	0.687	1.402
75～84	0.090	0.759	0.247	1.334
85～	△0.004	0.126	0.014	0.346
計	5.695	5.454	6.897	5.806

要するに、1955年以降30年間の男の平均寿命の延びは、最初は0才から4才までの乳幼児の死亡率の減少が主因であったが、65年以降になるとタイプが変わり、70年以後は55才以上の高年令層の死亡率の低下が平均寿命の延長の主因となった。これを明確にするた

めに、55～70年と70～85年の平均寿命の延び 5.71年と 5.47年に対する寄与度を求めると（寄与度の結合のやり方で表4より容易に得られる）、55～70年では0～4才の乳幼児は平均寿命を2.62年延ばし、55才以上の高令層は1.02年高めたのに対して、70～85年では後者が平均寿命を3.16年ふやし、前者は0.82年増加させたにすぎない（表5参照）。

次に女の場合であるが、年令別寄与率のタイプとその変化は男の場合と同じであるので、詳細な検討は省略する。

- 1) 以下で説明する寄与度の計算方法は次の文献を参考にした。

高橋重郷「戦後のわが国の死亡水準の低下とその人口学的要因」厚生省人口問題研究所『人口問題研究』第146号（昭和57年），24—26ページ。

- 2) 厚生統計協会『厚生統計テキストブック』昭和62年，99ページ。

厚生省『第16回生命表』昭和62年，13ページ。

- 3) (8)の意義は次の様である。すなわち， Δe_0 は図3の2つの生存確率曲線 p_x と p'_x の間の面積であり， $p_A \Delta e_A$ は， D' が D と一致する様に p'_x を縦軸に平行に下へ移動した時の， AD の右側における2つの曲線の間の面積であり， $p_B \Delta e_B$ は， E' が E と一致する様に p'_x を下へ移動した時の， BE の右側における2つの曲線の間の面積である。従って，(8)の第1項は図3の L であり，第2項は M ，第3項は N を表わす。